

LA EVOLUCION DEL EMPLEO EN
ESPAÑA 1966-1985: UN ANALISIS
DE DESEQUILIBRIO

Luis Servén
Documento 88-13

1. INTRODUCCION

Desde principios de los años 80 la economía española registra una de las tasas de paro más elevadas del mundo industrializado. A la vista de la moderada evolución de la población activa 1975-85, la causa de esas espectaculares cifras de desempleo debe buscarse en el drástico descenso del número de ocupados desde finales de los 70. Entre 1975 y 1985, el empleo total en la economía española descendió casi un 20%, lo que supone la destrucción de dos millones y medio de puestos de trabajo. Solamente en 1986-87 se ha interrumpido la caída del empleo, pero el mayor dinamismo de la población activa en esos dos años ha hecho que la creación de nuevos puestos de trabajo haya sido insuficiente hasta el momento para reducir significativamente la tasa de paro.

El análisis sectorial de la evolución del empleo durante el período 1966-85 muestra que sólo se registró creación neta de puestos de trabajo en el sector servicios, y ello debido en buena medida a la creación de empleo público. La agricultura mantuvo su tendencia secular a la expulsión de trabajadores, aunque el ritmo de ésta registró una cierta moderación desde 1980. En la industria y en la construcción, la destrucción de empleo comenzó en la segunda mitad de los años 70, y a fines de 1985 había conducido a la eliminación de alrededor de un millón y medio de puestos de trabajo.

La caída del empleo en la última década resulta insólita tanto por su magnitud como por su persistencia. El análisis de sus causas ha atraído la atención de numerosos trabajos empíricos, orientados a la evolución de los diferentes facto-

res que pueden haber contribuido al fenómeno. Entre éstos, un elemento de capital importancia es la evolución de los salarios reales, que registraron un fuerte crecimiento en los últimos veinte años. Aunque las deficiencias de la información salarial española hacen difícil determinar con precisión la magnitud de ese aumento, sí cabe afirmar que en 1965-85 se situó al menos en torno al 100%.

A esta elevación de los salarios reales se sumó el encarecimiento de las materias primas - en particular, la energía- en los años 70, que también debió tener consecuencias apreciables sobre el empleo a través de la reducción de la rentabilidad de las empresas.

Sin embargo, existen algunos detalles que hacen dudar de la validez de los estudios que fundamentan la caída del empleo exclusivamente en la evolución de los precios relativos¹. En particular, la destrucción de empleo no agrícola comienza a producirse en 1977-78 -mientras las alzas salariales se concentran en los años precedentes-, y adquiere especial virulencia a partir de 1979, cuando los salarios reales muestran una evolución más moderada.

Ese desfase puede justificarse por la existencia de importantes costes asociados al ajuste de plantillas, y por el mantenimiento de expectativas inelásticas por parte de los empleadores sobre la evolución futura de los precios relativos (Sebastián y Servén (1987)). Esos factores podrían

¹Una revisión crítica de estos trabajos, así como de otros a los que nos referimos más adelante, se puede encontrar en Dolado (1988).

haber llevado a las empresas a posponer indebidamente el ajuste de su estructura productiva, lo cual podría haberse traducido más adelante en una multiplicación de las quiebras al confirmarse que el encarecimiento del trabajo era permanente².

Una explicación complementaria, que investigaremos en este trabajo, subraya los efectos del cambio del contexto económico nacional e internacional a fines de los 70. A partir de 1978, las autoridades económicas españolas emprenden una activa política antiinflacionista, que se mantendrá con algunos altibajos hasta el presente. Paralelamente, la actividad mundial registra una notable desaceleración a principios de los 80, se generalizan las políticas monetarias de signo restrictivo, y los tipos de interés reales -que en España habían venido siendo negativos ex-post hasta 1979- se elevan de forma persistente.

La consiguiente desaceleración de la demanda agregada en los 80 ha podido desempeñar un papel crucial en la caída del empleo³. A pesar de la mayor moderación salarial, muchas empresas podrían haberse visto restringidas en sus decisiones de producción y empleo por la debilidad de la demanda. No hace falta subrayar las implicaciones de tal situación para la política económica, ya que

²Como muestran Sebastián y Servén, ese proceso se habría visto facilitado por la brusca elevación de los tipos de interés reales a principios de los 80, que habría impedido a las empresas seguir financiando sus pérdidas corrientes a bajo coste en espera de tiempos mejores.

³Esta suposición se ve confirmada, para el caso del sector industrial, por los resultados de Dolado, Malo y Zabalza (1986) y Servén (1986), que utilizan marcos teóricos de competencia monopolística y de desequilibrio, respectivamente.

en ese caso las recomendaciones de moderación salarial deberían pasar a segundo plano para dejar paso a un relanzamiento de la demanda agregada.

Para evaluar correctamente estas cuestiones, en este trabajo adoptamos un marco teórico de desequilibrio, en el cual las empresas pueden hallarse racionadas en el mercado de su producto final. El modelo es relativamente similar al utilizado por Andrés et.al (1988), y se basa en la agregación de micromercados en desequilibrio. El subproducto principal del modelo es la determinación, en cada periodo, de la proporción del total de mercados (o empresas) cuyas decisiones de empleo se hallan limitadas exclusivamente por los precios relativos o la capacidad instalada, a diferencia de aquéllas que se enfrentan a una situación de debilidad de la demanda. A partir de esa distinción, nuestro objetivo será evaluar el papel de las restricciones de demanda en la destrucción de empleo, y los posibles frutos en términos de empleo de una política de relanzamiento de la demanda agregada.

2. UN MODELO DE DESEQUILIBRIO

2.1. El marco teórico

El modelo que presentamos en esta sección se basa en la agregación de micromercados en desequilibrio. Como sus fundamentos teóricos son bien conocidos (Muellbauer (1978), Gouriéroux, Laffont y Monfort (1984), Lambert (1987)) aquí nos limitaremos a discutir sucintamente algunas de sus principales características.

El enfoque parte de la existencia de N distintos micromercados (o empresas), donde N es un número suficientemente grande. Debido a la imperfecta flexibilidad de los precios, en cada uno de los mercados la oferta y la demanda ex-ante pueden no ser iguales, en cuyo caso las transacciones efectivamente realizadas vendrán determinadas por el "lado corto" del mercado. Así pues, en el i -ésimo mercado ($i=1, \dots, N$)

$$Y_{it} = \min \{d_{it}, s_{it}\}$$

donde t es un subíndice temporal, y representa las ventas efectivamente observadas, s es la oferta y d la demanda. Sumando sobre los N micromercados, y definiendo las transacciones agregadas

$Y_t = \sum_i Y_{it}$, tenemos que

$$Y_t = \sum_i^N \min \{d_{it}, s_{it}\}$$

Si el número de micromercados es suficientemente grande, y suponiendo que en el límite d_{it}/N y s_{it}/N siguen una distribución conjunta con función

de densidad g_t (...) entonces la expresión anterior se puede reescribir como

$$(1) \quad Y_t = E_t \min \{d, s\}$$

donde E_t representa la esperanza matemática calculada a partir de la función de densidad g_t . Es importante recordar que

$$E_t \min \{d, s\} \leq \min \{E_t d, E_t s\}$$

de modo que en general las ventas a nivel agregado son menores que el mínimo de la demanda y oferta agregadas, debido a la existencia de desajustes entre demanda y oferta a nivel desagregado⁴.

Asignando una forma funcional específica a la función de densidad g_t (...) se puede obtener una versión de (1) apropiada para el trabajo empírico. En particular, si suponemos que:

$$\begin{aligned} d_{it} &= D_t U_{it} \\ s_{it} &= S_t V_{it} \end{aligned}$$

donde (U_{it}, V_{it}) siguen una distribución lognormal conjunta con medias iguales a la unidad, entonces la ecuación (1) se puede aproximar (Lambert, (1987)) como

⁴Esa es la principal característica que distingue este tipo de modelos de los basados en una condición de mínimo a nivel agregado (véase, por ejemplo, Quandt (1982)). En estos últimos, las ventas a nivel agregado son por hipótesis iguales al mínimo de la oferta y demanda agregadas, lo cual implica que todos los subsectores económicos (por ejemplo, la siderurgia y la electrónica) tienen que hallarse simultáneamente en exceso de oferta o de demanda.

$$(2) \quad Y_t = [D_t^{\vartheta_t} + S_t^{\vartheta_t}]^{1/\vartheta_t}$$

donde ϑ_t es un parámetro negativo cuyo valor depende de las varianzas y covarianzas de U y V , y expresa el grado de desajuste entre oferta y demanda a nivel desagregado. A medida que ϑ se aproxima a 0, ese desajuste se hace más importante y se traduce en una mayor diferencia entre las ventas agregadas y el mínimo de la oferta y demanda agregadas. Cuando ϑ se acerca a menos infinito, las fricciones desaparecen y las ventas a nivel agregado se hacen iguales al mínimo de D_t y S_t . En el caso particular en que oferta y demanda agregada coinciden (es decir $D_t = S_t = Q_t$, por ejemplo), podemos calcular una medida de la pérdida friccional de output de la forma

$$(3) \quad (Q_t - Y_t)/Q_t = 1 - 2^{(1/\vartheta_t)}$$

Por parte, la proporción de micromercados en cada uno de los dos regímenes se puede expresar como

$$(4a) \quad \pi_{D_t} = (D_t/Y_t)^{\vartheta_t}$$

$$(4b) \quad \pi_{S_t} = (S_t/Y_t)^{\vartheta_t}$$

donde obviamente $\pi_{D_t} + \pi_{S_t} = 1$. Se puede verificar fácilmente que la elasticidad de Y con respecto a cualquier variable x es una media ponderada de las elasticidades de D y S con respecto a esa misma variable, con ponderaciones iguales a π_D y π_S respectivamente.

2.2. Un modelo de la demanda de trabajo

Para aplicar el esquema anterior a la determinación del nivel de empleo, adoptaremos un marco similar al de Dréze y Sneesens (1986). Suponemos que la empresa representativa está caracterizada por una tecnología de rendimientos constantes a escala y de tipo putty-clay, de modo que ex-ante existe un cierto grado de sustituibilidad entre los factores productivos, cuyas proporciones quedan fijadas ex-post.

Si la empresa minimiza sus costes de producción esperados a largo plazo (sujeta a una restricción sobre el volumen de producción a largo plazo) entonces la elección óptima de capital y trabajo por unidad de producto se puede representar como (eliminando los subíndices para simplificar).

$$(5a) \quad (L/Y)^* = F(\underline{w})$$

$$(5b) \quad (K/Y)^* = G(\underline{w})$$

donde $\underline{w}$ es un vector de precios relativos de los factores a largo plazo.

Dado el stock de capital de la empresa, definimos su oferta potencial y_p como el volumen de producción alcanzable con el capital existente:

$$(6) \quad y_p = K/G$$

Si la empresa es capaz de vender en el mercado

toda su producción⁵, entonces su demanda de trabajo se podrá expresar

$$(7) \quad L = K (F/G) = L_p$$

donde L_p es el nivel de empleo que definiremos como potencial o clásico. Por otra parte, si la debilidad de la demanda impide a la empresa vender su producción potencial, y si el nivel de empleo puede fijarse después de observar la demanda del producto, entonces la empresa ajustará su volumen de empleo hasta el nivel requerido para satisfacer esta última, de modo que la demanda de trabajo será

$$(8) \quad L = y_K F = L_k$$

donde y_K es la demanda del producto, y L_k el nivel de empleo al que nos referimos como empleo keynesiano. Si suponemos que el volumen de empleo viene dado por la demanda de trabajo⁶, entonces (7) y (8) se pueden resumir

$$L = \min \{L_p, L_k\} = F \min \{y_p, y_k\}$$

Sumando sobre el total de empresas bajo los mismos

⁵Conviene subrayar que a partir de aquí estamos identificando producción con ventas, bajo el supuesto implícito de que no existe acumulación de existencias. Sin ese supuesto, las decisiones de producción y empleo dependerían de la historia pasada de las ventas, y la aplicación empírica del modelo se vería enormemente dificultada. Con datos anuales, cabe esperar que esta simplificación no sea de gran trascendencia.

⁶Es decir, suponemos que las empresas nunca se encuentran restringidas en el mercado de trabajo. Este supuesto tiene como único fin facilitar la manipulación empírica del modelo, y no parece contradictorio con la experiencia española de las dos últimas décadas.

supuestos del apartado anterior, tenemos finalmente

$$\begin{aligned}
 (9) \quad L &= F(\underline{w}) [y_p^{\vartheta} + Y_k^{\vartheta 1/\vartheta}] \\
 &= F(\underline{w}) [(K/G(\underline{w}))^{\vartheta} + Y_k^{\vartheta 1/\vartheta}]
 \end{aligned}$$

donde Y_p representa la oferta potencial a nivel agregado, e Y_k es la demanda agregada Keynesiana.

La ecuación (9) resume los determinantes del nivel de empleo en este modelo. Los precios relativos intervienen a través del requerimiento de trabajo por unidad de producto F , independientemente de cuál sea el régimen imperante. Para las empresas (o sectores) no restringidas por la demanda, el empleo depende también de los precios relativos a través del coeficiente capital/producto G , al igual que del stock de capital. Para las empresas restringidas, estos factores no son operativos, y son sustituidos por la demanda keynesiana. Finalmente, el parámetro ϑ determina, dadas la oferta potencial y la demanda keynesiana, la pérdida friccional de output y empleo.

Para utilizar empíricamente el modelo que acabamos de describir es preciso eliminar las variables latentes Y_p e Y_k . Con ese fin, si definimos KE como el stock de capital efectivamente utilizado -que será menor que el instalado, cuando el nivel de producción esté por debajo del potencial- entonces del carácter putty-clay de la tecnología se sigue que

$$KE/K = Y/Y_p$$

Sin embargo, KE/K mide precisamente el grado de infrautilización de la capacidad instalada, para el cual sí existe una contrapartida observable. Si bien las medidas disponibles de esta variable presentan indudables sesgos⁷, podemos suponer con algo más de generalidad que la relación entre ambas magnitudes es de la forma

$$(10) \quad KE/K = (cu/cumax)^{\beta}$$

donde cu es el porcentaje de capacidad utilizada, $cumax$ es el valor máximo de la misma, y β es un parámetro (positivo) a estimar. De (5b) y (10) tenemos que

$$(11) \quad K/Y = G(\underline{w}) (cu/cumax)^{-\beta}$$

que es una ecuación en términos de observables, a partir de la cual se pueden estimar conjuntamente la función $G(\cdot)$ y el coeficiente β .

Para identificar la demanda keynesiana Y_k utilizamos un procedimiento algo más complicado. A partir de (5a), (9) y (11), tenemos que

$$Y = [Y(cumax/cu)^{\beta}]^{\theta} + Y_k^{\theta 1/\theta}$$

⁷Debido en particular a que la capacidad ociosa puede estarlo precisamente porque la configuración de precios relativos no hace rentable su utilización, y no a causa de la insuficiencia de la producción. Por tanto, las cifras de capacidad infrautilizada proporcionan una medida sesgada al alza de la brecha entre producción observada y potencial. Como luego veremos, este problema no parece afectar gravemente a nuestros resultados.

de modo que⁸

$$(12) \quad Y_k = Y [1 - (\text{cumax}/\text{cu})^{\beta\vartheta^{1/\vartheta}}]$$

Sin embargo, ϑ es a su vez función de una serie de variables que determinan el grado de desajuste entre oferta y demanda en los distintos micromer-cados. Suponiendo que esa función es lineal, de la forma $\vartheta = x_\vartheta \Gamma$ (donde Γ es un vector de parámetros a estimar), y suponiendo también que Y_k es de la forma $Y_k = \exp(x_k \alpha) U$ (donde α tiene la misma interpretación que Γ , y U es una perturbación lognormal), podemos escribir

$$(13) \quad Y = \exp(x_k \alpha) U [1 - (\text{cumax}/\text{cu})^{x_\vartheta \Gamma \beta - (1/x_\vartheta \Gamma)}]$$

que es nuevamente una ecuación en términos de observables. A partir de (13) podemos estimar simultáneamente los determinantes de la demanda keynesiana y los del desajuste friccional entre oferta y demanda.

Finalmente, el modelo queda completo con la ecuación (5a), que permite estimar los determinantes de la productividad deseada del trabajo. Así pues, las ecuaciones (5a), (11) y (13) constituyen nuestro modelo empírico.

⁸ Es un trabajo basado en un marco teórico similar, Andrés et.al suponen que Y_k/Y es también de la forma $A \text{cu}^\alpha$, donde A es una constante y α un parámetro positivo. Como indica la ecuación (15), ese supuesto es inconsistente si ϑ varía en el tiempo, ya que en ese caso la forma precisa de la relación Y_k/Y y cu también tiene que variar en el tiempo.

3. RESULTADOS EMPIRICOS

El modelo se estima con datos anuales para el periodo 1966-85. Aunque se dispone de datos desde 1964, las dos primeras observaciones se pierden al introducir algo de estructura dinámica en las ecuaciones, y al utilizar variables desfasadas como instrumentos. Así pues, la escasez de grados de libertad obliga a interpretar los resultados empíricos como una primera aproximación.

La presumible endogeneidad de algunas de las variables explicativas del modelo (como los salarios reales en las ecuaciones de coeficientes técnicos, o los tipos de interés en la ecuación de output) obliga a utilizar un procedimiento de variables instrumentales (o, alternativamente, un procedimiento de máxima verosimilitud) para la estimación de los parámetros.

El procedimiento elegido fue el método generalizado de momentos (GMM) propuesto por Hansen (1982) y White (1982), que describimos sucintamente a continuación (limitándonos al caso uniecuacional para simplificar), y que se basa en la imposición empírica de las condiciones de ortogonalidad que se deducen de la especificación teórica del modelo.

Supongamos, por ejemplo, que la relación especificada es de la forma

$$y = f(xb) + u$$

donde u e y son vectores $T \times 1$, x es una matriz $T \times K$

de variables explicativas, y b es un vector $K \times 1$ de parámetros a estimar. Si estamos dispuestos a suponer además que existen L (con $L \geq K$) variables ortogonales a la perturbación u , entonces el estimador generalizado de momentos es la solución al problema

$$\underset{b}{\text{Min}} H(b) = u'ZW^{-1}Z'u$$

donde Z es una matriz $T \times L$ cuyas columnas contienen las realizaciones de las variables instrumentales (supuestas ortogonales a la perturbación), y W es una matriz $L \times L$ definida positiva. El estimador eficiente se obtiene tomando $W = E[Z'u u'Z]$, y viene dado por

$$b^* = [(df/db)'ZW^{-1}Z'(df/db)]^{-1}(df/db)'ZW^{-1}Z'y$$

y su matriz de covarianza es simplemente

$$\text{Cov}(b^*) = [(df/db)'ZW^{-1}Z'(df/db)]^{-1}$$

En la práctica, W se sustituye por un estimador consistente, calculado a partir de un estimador preliminar (ineficiente) de b . Además, se puede demostrar que $H(b^*)$ se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con $L-K$ grados de libertad, lo que permite contrastar la validez de las $L-K$ condiciones de ortogonalidad no utilizadas efectivamente en el cálculo de b^* y proporciona por tanto un contraste de la correcta especificación del modelo.

La especificación dinámica finalmente elegida para las ecuaciones de coeficientes técnicos es el resultado de algunos experimentos preliminares. Aunque con datos anuales las relaciones de-

bieran ser básicamente simultáneas, la existencia de efectos desfasados tampoco es descartable, especialmente en la ecuación de productividad del trabajo a causa de la existencia de costes de ajuste del empleo. Para el coeficiente capital/producto (11), se impuso una estructura de desfases del tipo Koyck. Utilizando una aproximación logarítmica, tenemos

$$\ln (K/Y)^* = \text{constante} + \text{tendencia} + (1-\mu)[a_1 \ln w + a_2 \ln pm]/(1-\mu B)$$

donde B es el operador de desfases, w es el salario real y pm es el precio de la energía (ambos en términos del coste del capital). Utilizando (11), resulta

$$\begin{aligned} (14) \quad \ln (K/Y) &= \text{constante} + \text{tendencia} \\ &+ \mu \ln (K/Y)_{-1} - \beta \ln (cu/cumax) \\ &+ \beta \mu \ln (cu-cumax)_{-1} + (1-\mu)[a_1 \ln w + a_2 \ln pm] \end{aligned}$$

de modo que los parámetros de la ecuación han de satisfacer una restricción no lineal.

La ecuación de productividad del trabajo (5a) exigió una estructura dinámica algo más complicada. La existencia de importantes costes de ajuste en el caso español hace suponer a priori que la productividad observada del trabajo debe ser fuertemente procíclica, y que el nivel de empleo debe presentar un alto grado de persistencia. Así pues, tanto el nivel de empleo desfasado como el de producto pueden ejercer efectos a corto plazo sobre la productividad. Por tanto, en lugar de imponer una especificación tan simple como la anterior, optamos por utilizar una versión menos restrictiva, del tipo

$$\begin{aligned}
 (15) \quad \ln (L/Y) &= \text{constante} + \text{tendencia} \\
 &+ \delta \ln (L/Y)_{-1} + (1-\delta)[b_1 \ln w + b_2 \ln pm] \\
 &+ C(B) \ln Y + D(B) \ln L_{-1}
 \end{aligned}$$

donde $C(B)$ y $D(B)$ son polinomios de desfases tales que $C(1) = D(1) = 0$, de modo que su efecto desaparece en el largo plazo.

Aunque el modelo está formado por tres ecuaciones simultáneas ((13), (14) y (15)), la no linealidad de la ecuación (13), la existencia de una restricción entre los parámetros de (13) y (14), y la presencia de restricciones no lineales en la ecuación (14) hacen enormemente complicado el cálculo de un estimador completamente simultáneo. A la vista de esas dificultades numéricas, se optó por utilizar un procedimiento de estimación en dos etapas. En primer lugar, se estiman conjuntamente las ecuaciones de productividad del trabajo y del capital (14) y (15). A continuación se estima la ecuación (13), fijando el exponente de la variable cu en esta ecuación en el valor obtenido de la estimación de (14). Al suponer implícitamente que el término de error de la ecuación (13) es ortogonal a los de las otras ecuaciones, y al no estimar el coeficiente de la variable cu en (13) (bajo la restricción de igualdad con valor obtenido en (14)), este procedimiento conlleva una cierta pérdida de eficiencia, a cambio de facilitar sustancialmente los cálculos numéricos. En todo caso, por medio de experimentos numéricos se comprobó que los resultados de la ecuación (13) son robustos ante cambios en el valor impuesto para ese parámetro⁹.

⁹ Como parece lógico esperar a la vista de la ecuación (13), variaciones de ese coeficiente afectan casi exclusivamente a la escala (y no al

Ante la abundancia de instrumentos potencialmente válidos (fundamentalmente variables desfasadas), decidimos utilizar en las estimaciones una constante más los componentes principales del conjunto básico de instrumentos¹⁰. Así, en la estimación de las ecuaciones (14) y (15) se usaron 8 componentes principales. Sin embargo, para obtener un mínimo de precisión en la ecuación (13) hubieron de utilizarse hasta 13 componentes, lo cual es probablemente debido a la fuerte no linealidad que introducen en esta ecuación las variables x_9 . Dado lo reducido de la muestra, este procedimiento es una fuente de posibles sesgos, ya que al proyectar las variables endógenas sobre un elevado número de instrumentos el resultado se puede aproximar en exceso a las variables originales, reproduciendo en parte los elementos de endogeneidad de estas últimas. Por tanto, los resultados de la estimación de la ecuación de output deben tomarse con ciertas reservas.

Los resultados de la estimación simultánea de las ecuaciones (14) y (15) aparecen en el Cuadro 1. Se puede observar que todos los parámetros están bien determinados y poseen los signos teóricamente correctos. No existen síntomas preocupantes de autocorrelación de los residuos, aunque la ecuación de productividad del trabajo presenta cierta autocorrelación de segundo orden que re

signo) de los parámetros del desequilibrio friccional θ .

¹⁰ Los instrumentos básicos eran los valores contemporáneo y desfasado del stock de capital y la producción mundial; dos desfases del salario real, el precio relativo de la energía, la capacidad utilizada, el tipo de cambio real, y el empleo; y el valor desfasado del PIB.

CUADRO 1

Resultados de la estimación simultánea de
las ecuaciones de coeficientes técnicos
 (1966-1985)

Relación capital/producto

$$\ln(K/Y)_t = \text{cst} - .005t + .029 (\ln pm_t + \ln pm_{t-1})/2 + .114 \ln w_t$$

(9.47) (5.31) (9.51)

$$- .378 \ln(cu/cumax)_t + .285 \ln(cu/cumax)_{t-1}$$

(5.31) (---)

$$+ .755 \ln(K/Y)_{t-1}$$

(28.84)

$$\bar{R}^2 = .999 \quad h = -.90 \quad Q(4) = 2.0$$

Relación trabajo/producto

$$\ln(L/Y)_t = \text{cst} - .020 t + .028 \ln pm_{t-1} - .171 \ln w_t$$

(5.57) (5.02) (8.35)

$$+ .304 [\ln(L_{t-1}/L_{t-2}) - \ln(Y_t/Y_{t-1})]$$

(2.27)

$$+ .468 \ln(L/Y)_{t-1}$$

(6.06)

$$\bar{R}^2 = .999 \quad h = -.11 \quad Q(4) = 5.65$$

Restricciones de sobreidentificación: $X^2(8) = 8.88$

Nota: w y pm son los precios relativos del trabajo y la energía en términos del precio de los bienes de capital. Q(.) es el estadístico de Box-Pierce, con el número de grados de libertad entre paréntesis; h es el estadístico de Durbin. Los estadísticos t que aparecen bajo los coeficientes siguen siendo válidos en presencia de heterocedasticidad condicional.

sultó resistente ante especificaciones dinámicas alternativas.

La ecuación de productividad del capital (14) parece admitir la sencilla especificación dinámica supuesta. La relación producto/capital deseada depende de una tendencia que recoge el progreso técnico, y del coste relativo del trabajo y la energía en términos del coste del capital, representado aquí por el precio de los bienes de equipo, ya que los experimentos con tipos de interés real resultaron infructuosos. El coeficiente de la variable desfasada se sitúa en torno a .7, valor similar al obtenido por Andrés et.al. (1988) para la relación capital/trabajo. La elasticidad a largo plazo con respecto al coste relativo del trabajo es de .47, y con respecto al coste de la energía es de .12. El progreso técnico eleva la productividad del capital a un ritmo de un 2% anual, aproximadamente. La hipótesis de que el grado de utilización de la capacidad aparezca con el mismo coeficiente a corto y a largo plazo se acepta con facilidad ($X^2(1) = 0.4$). El valor estimado del coeficiente es de -.38, también similar al obtenido por Andrés et.al. para la relación capital/trabajo¹¹.

La relación trabajo/producto muestra una estructura dinámica compleja. A largo plazo, depende sólo de los precios relativos y el progreso técnico (representado por una tendencia), pero a corto plazo se ve afectada también por el

¹¹ Naturalmente, una razón para esperar un coeficiente menor que la unidad es el hecho de que las cifras de infrautilización se refieren solamente a la industria, mientras aquí tratamos con el producto agregado. La otra razón serían los sesgos implícitos en esa variable, a los cuales ya hicimos referencia.

ritmo de variación del producto y el ritmo de variación del empleo desfasado. Con la especificación del Cuadro 1, la elasticidad a corto plazo del empleo con respecto al volumen de producción es aproximadamente .7. A largo plazo, la elasticidad respecto al coste relativo del trabajo es de .3, y respecto al coste de la energía es .05. El progreso técnico eleva la productividad del trabajo a un ritmo cercano al 4% anual.

En la última línea del cuadro se presenta el estadístico del contraste de ortogonalidad entre residuos e instrumentos, que bajo la hipótesis nula se distribuye como una chi-cuadrado con 8 grados de libertad. El valor calculado fue de 8.88, con lo que la hipótesis no puede ser rechazada.

Con el valor obtenido para el coeficiente del grado de utilización de la capacidad en la ecuación (14), se estima en la segunda etapa la ecuación (13), que permite identificar simultáneamente los determinantes de la demanda keynesiana y del desajuste friccional θ .

Los resultados de la estimación aparecen en el Cuadro 2. El ajuste es satisfactorio, y no se detectan síntomas de autocorrelación residual. Sin embargo, hay que insistir en que tanto los valores estimados para los parámetros como sus errores estándar son condicionales en el valor supuesto para el citado coeficiente.

Por lo que respecta a los determinantes de la demanda keynesiana, la especificación final es muy sencilla, resultado que también obtienen en un contexto similar Bean y Gavosto (1988). La demanda resulta depender del tipo de interés real, el

CUADRO 2

Resultados de la estimación de la ecuación
de demanda keynesiana
 (1966-1985)

$$\ln y_t = \text{cst} + \underset{(14.54)}{.1093} (.5 \ln y_t^* + .5 \ln y_{t-1}^*) - \underset{(16.06)}{.990} rr_t$$

$$+ \underset{(6.20)}{.404} (.25 \ln e_t + .75 \ln e_{t-1} + \underset{(2.47)}{.033} \ln G_t$$

$$- (1/\vartheta_t) \ln [1 - (\text{cumax}/\text{cu}) \cdot .378 \vartheta_t]$$

$$\text{donde } \vartheta_t = \underset{(3.78)}{-79.084} - \underset{(1.81)}{10.923} \text{wdisp}_t + \underset{(3.67)}{12.508} \text{lquiebra}_t$$

$$\bar{R}^2 = .999 \quad \text{D.W.} = 2.00 \quad Q(4) = 3.89$$

Restricciones de sobreidentificación: $X^2(6) = 9.57$

Nota: y^* es el índice de producción mundial, rr es el tipo de interés real (ex-post), e es el tipo de cambio real (ep^*/p), G es el gasto público en términos reales, wdisp es el coeficiente de variación de los salarios entre ramas industriales, y lquiebra es el logaritmo del volumen de quiebras en términos reales. Los estadísticos t siguen siendo válidos en presencia de heterocedasticidad condicional.

gasto público, el tipo de cambio real y el nivel de actividad exterior. Todas las variables aparecen con los signos esperados, si bien destaca el reducido papel del gasto público en términos reales. Los efectos de las dos variables exteriores se producen con un cierto desfase, especialmente- y como parece intuitivamente lógico- en el caso del tipo de cambio real, en el cual el 75% del impacto solo aparece después de un período.

Los intentos de recoger los posibles efectos del racionamiento del crédito -especialmente en la primera parte de la muestra- mediante algún agregado monetario resultaron infructuosos, debido a su fuerte colinealidad con el tipo de interés real y el tipo de cambio real. La alternativa de permitir un cambio del coeficiente del tipo de interés real a partir de 1979-80 (cuando el racionamiento aparentemente deja de transmitirse por la vía de las cantidades) tampoco prosperó, seguramente a causa de lo reducido de la muestra. Así pues, es posible que el tipo de interés real, cuyo coeficiente es altamente significativo, esté aproximando también efectos de racionamiento cuantitativo.

Para explicar el desajuste friccional entre oferta potencial y demanda keynesiana utilizamos una constante más dos variables que representan formas distintas de "mismatch": el logaritmo de las quiebras en términos reales, y una medida de la dispersión salarial interindustrial. La hipótesis de partida sería que tanto un aumento de las quiebras como un aumento de la concentración salarial elevan el desequilibrio friccional entre oferta y demanda. Los resultados del Cuadro 2 apuntan en ese sentido, aunque la variable de dispersión salarial sólo resulta marginalmente significativa.

El contraste de ortogonalidad entre instrumentos y residuos aparece también en la última línea del cuadro. El valor calculado fue de 9.57 para una chi-cuadrado con 6 grados de libertad, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de validez de los instrumentos.

A partir de los valores estimados para los distintos parámetros del modelo, podemos calcular valores estimados para la demanda keynesiana y la oferta potencial. Estos aparecen en el Cuadro 3 junto con el PIB en términos reales.

A la vista del Cuadro 3 puede dividirse el período muestral en distintos subperíodos. Hasta 1971 se alternan las fases de exceso de demanda y de oferta, con éste último dominando los años 1967-69. A partir de 1971, la economía atraviesa un período de exceso de demanda que comprende los años 1972-74, con la producción observada muy cerca de la potencial. En 1975-76 vuelve a dominar el régimen de exceso de oferta, en un marco de recesión mundial. La situación se invierte en 1977, para dar paso después a una fase de exceso de oferta que se mantiene ininterrumpidamente hasta 1985. Cabe destacar que la divergencia entre oferta potencial y demanda keynesiana se hace progresivamente mayor en este último período (con la excepción de 1982, en que cae ligeramente), hasta alcanzar un 4.7% en 1985¹².

¹² Esta distribución de regímenes es idéntica a la obtenida por Andrés et.al. En el trabajo citado, los años 1966-71 corresponden al régimen de inflación reprimida, que no hemos considerado aquí. Por otra parte, Servén (1986) alcanza conclusiones similares estimando un modelo de desequilibrio con datos de la industria española.

GUADRO 3Valores estimados de la demanda keynesiana
y del producto potencial

(Billones de pesetas de 1970)

Año	Yk	Yp	PIB
1966	1.936	1.932	1.881
1967	1.998	2.056	1.973
1968	2.117	2.174	2.097
1969	2.321	2.334	2.283
1970	2.475	2.449	2.395
1971	2.567	2.608	2.527
1972	2.821	2.769	2.744
1973	3.240	2.967	2.965
1974	3.263	3.212	3.141
1975	3.218	3.315	3.182
1976	3.361	3.391	3.286
1977	3.505	3.480	3.388
1978	3.602	3.617	3.473
1979	3.582	3.623	3.478
1980	3.588	3.694	3.530
1981	3.572	3.682	3.518
1982	3.627	3.710	3.562
1983	3.672	3.804	3.635
1984	3.749	3.896	3.723
1985	3.811	3.994	3.798

A partir de estas cifras, y como se discutió anteriormente, es posible calcular las proporciones del total de empresas que se hallan en situaciones de exceso de oferta y demanda respectivamente en cada uno de los años considerados. Los resultados aparecen en el Cuadro 4, junto con el valor estimado del desequilibrio friccional entre oferta y demanda agregada (expresado en porcentaje, de acuerdo con la ecuación (3)). Las proporciones de los regímenes siguen el patrón ya comentado, con el régimen clásico dominando de forma abrumadora en 1972 y, especialmente, 1973, y el keynesiano alcanzando su máxima participación en 1984-85.

Por su parte, el desajuste friccional entre oferta y demanda agregadas, que también aparece en el Cuadro 4, viene a suponer entre un 1.5 y un 3.8% del PIB, según los distintos períodos. En su evolución temporal destaca el persistente aumento de nivel que se registra entre 1977 y 1982, años en los que se mantiene por encima del 2.7% de forma ininterrumpida, para decrecer después gradualmente. Los valores máximos corresponden a 1978-79, cuando tanto las quiebras como la concentración salarial muestran un importante ascenso.

Para concluir, subrayamos que, de acuerdo con nuestros resultados, la situación al final del período de análisis es exceso de oferta generalizado. Esto parece sugerir que un relanzamiento de la demanda agregada podría dar lugar a un sustancial aumento del nivel de actividad y también -con algún retraso- del empleo. Sin embargo, los resultados del Cuadro 3 también cifran la divergencia entre oferta potencial y demanda keynesiana en un 4.7% aproximadamente en 1985. Por tanto, dados los precios relativos y el stock de capital existentes

CUADRO 4Proporciones de los diferentes regímenes
y pérdida friccional de output

Año	Régimen keynesiano	Régimen clásico	Pérdida friccional
1966	.487	.513	.027
1967	.694	.306	.024
1968	.717	.283	.020
1969	.550	.450	.019
1970	.432	.568	.027
1971	.620	.380	.022
1972	.314	.686	.016
1973	.019	.981	.015
1974	.408	.592	.029
1975	.711	.289	.023
1976	.558	.442	.026
1977	.460	.540	.030
1978	.519	.481	.038
1979	.557	.443	.034
1980	.672	.328	.028
1981	.683	.317	.027
1982	.638	.362	.027
1983	.739	.261	.023
1984	.791	.209	.020
1985	.866	.134	.017

Nota: la pérdida friccional de output se calcula como en la ecuación (3).

en 1985, una expansión de la demanda agregada en cuantía superior a esa cifra haría pasar a muchas empresas al régimen clásico. Dicho de otro modo, la regulación de la demanda agregada no podría por sí sola dar lugar a un incremento del producto y el empleo agregados muy superior al 4%. Con una tasa de paro superior al 20%, la economía española tendría todavía un largo camino por recorrer antes de aproximarse al pleno empleo. Así pues, nuestros resultados indican que en 1985 la economía se encontraba en una situación que podríamos definir como "localmente keynesiana".

Desde el punto de vista de la política macroeconómica, también puede concluirse que un relanzamiento de la demanda agregada tendría efectos sustanciales sobre el nivel de actividad y empleo si consiguiese afectar especialmente a la inversión productiva, ya que por esa vía tanto la demanda como la oferta potencial de la economía podrían acercarse a niveles más próximos al pleno empleo¹³.

¹³Recordemos que en 1986-87 se produjo una significativa elevación del ritmo de crecimiento del producto y empleo, acompañada de un espectacular crecimiento de la inversión privada. La falta de datos completos para esos años nos impide comprobar hasta qué punto las conclusiones del texto mantienen su validez.

4. CONCLUSIONES

Una de las características más sobresalientes de la economía española en la última década ha sido la caída del nivel de empleo, que alcanza niveles espectaculares tanto por su magnitud como por su persistencia. De hecho, esta última pone en cuestión la validez de los análisis que explican la evolución de la demanda de trabajo a partir exclusivamente de los precios relativos de los factores, ya que la destrucción de empleo cobró especial virulencia precisamente cuando los salarios reales mostraban una evolución más moderada.

Ese aparente desfase temporal puede justificarse por la existencia de importantes costes de ajuste de plantillas y de errores en la apreciación del grado de persistencia de las alzas salariales por parte de los empleadores. Sin embargo, en este artículo hemos adoptado un enfoque diferente, basado en el posible papel de las restricciones de demanda como límite efectivo a las decisiones de contratación de las empresas.

Partiendo de un marco teórico de desequilibrio que permite la actuación simultánea de los precios relativos y de las condiciones de demanda efectiva en la determinación del nivel de producto y empleo agregados, hemos tratado de identificar empíricamente el peso específico de cada uno de estos factores en el proceso de destrucción de empleo en España. Obviamente, el interés de este ejercicio no es meramente académico, ya que la elección de las medidas de política económica más idóneas para reducir el paro en España depende

crucialmente de las causas de éste. Así, un relanzamiento de la demanda podría estar indicado en una situación de paro keynesiano, pero no en una situación en que el excesivo nivel de los salarios reales sea la causa fundamental del desempleo.

Los resultados empíricos -que no están exentos de problemas a causa de la escasez de observaciones y de la propia simplicidad del modelo utilizado- indican que la desaceleración de la demanda a partir de 1978-79 ha jugado un importante papel en la evolución reciente del empleo, conclusión similar a la obtenida por Servén (1986) o Andrés et.al. (1988) a partir de modelos empíricos de desequilibrio. Mientras en los primeros 70 la demanda de trabajo parece venir determinada fundamentalmente por los precios relativos y la capacidad instalada -con la demanda efectiva en muy segundo plano-, a partir de 1978 la situación se invierte, y el régimen dominante pasa a ser de tipo keynesiano, con la debilidad de la demanda restringiendo de forma significativa las decisiones de empleo de las empresas. Ello no impide, naturalmente, que la evolución de los salarios reales haya seguido incidiendo sobre aquéllas, aunque en esta última fase sus efectos se han transmitido básicamente por la vía de la sustitución de trabajo.

Sin embargo, los resultados empíricos también permiten concluir que una política de relanzamiento de la demanda no acompañada por una expansión de la capacidad instalada o un descenso de los salarios reales no permitiría elevar sustancialmente el nivel de actividad y empleo. La discrepancia entre oferta potencial y demanda keynesiana se limita al final del período estudiado a unos cuatro puntos porcentuales, muy lejos de las

cifras que permitirían absorber el ingente volumen de paro que registra la economía española. Para abordar esta tarea parece pues indispensable la combinación de medidas de estímulo dirigidas tanto a la oferta como a la demanda agregadas.

REFERENCIAS

Andrés, J., et.al. (1988): "The influence of demand and capital constraints on spanish unemployment", mimeo, Ministerio de Economía y Hacienda.

Bean, C., y A. Gavosto (1988): "Outsiders, Capacity Shortages, and Unemployment in the U.K.", Centre for Labour Economics, Working Paper No. 1058.

Dolado, J. (1988): "Valoración crítica de las estimaciones disponibles de la relación entre los precios relativos y el empleo en la economía española", mimeo, Banco de España.

-----, J.L. Malo y A. Zabalza (1986): "Spanish industrial unemployment: some explanatory factors", Economica 53, pp. S313-S334.

Dréze, J., y H. Sneesens (1986): "A discussion of belgian unemploymet combining traditional concepts and disequilibrium econometrics", Economica 53, pp. S89-S119.

Gourieroux, C., J. Laffont y A. Monfort (1984): "Econometrie des modeles d'équilibre avec rationnement: une mise au jour", Annales de l'Insee 55-56, pp. 5-38.

Hansen, L. (1982): "Large sample properties of generalized method-of-moments estimators", Econometrica 50, pp. 1029-1054.

Lambert, J. (1987): Disequilibrium macro models, Cambridge University Press.

Muellbauer, J. (1978): "Macrotheory vs. macroeconometrics: the treatment of disequilibrium in macromodels", Birbeck College Working Paper no. 59.

Quandt, R. (1982): "Econometric disequilibrium models", Econometric Reviews 1, pp. 1-63.

Sebastián, G., y L. Servén (1987): Análisis de simulación en la industria española, FEDEA.

Servén, L. (1986): "The decline of manufacturing employment in Spain: a disequilibrium approach", mimeo, Massachusetts Institute of Technology.

White, H. (1982): "Generalized instrumental variables regression with independent observations", Econometrica 50, pp. 483-499.